

高校生の学校適応と進路（キャリア）成熟，自己肯定感との関係

松井賢二（教育実践総合センター・生徒指導）

鈴木健二（新潟県立五泉高校・教諭）

本研究では、高校生を対象として、学校適応状況によって、進路（キャリア）成熟や自己肯定感が異なるかどうかを検討した。方法は質問紙調査法で、分析対象者数は524名である。まず学校適応測度としては、河村（1999）を若干文言修正した松井（2001）の尺度を採用し、進路成熟測度としては坂柳（1992）の尺度を使用した。分析の結果、比較的学校生活に適応している生徒の方が、適応していない生徒よりも進路成熟および自己肯定感の程度は高いということが明らかになった。

【キーワード】学校適応，進路（キャリア）成熟，自己肯定感，高校生

問題と目的

高等学校学習指導要領（平成11年3月）の総則第6款5(2)において、「学校の教育活動全体を通じて、個々の生徒の特性等の的確な把握に努め、その伸長を図ること。また、生徒が適切な各教科・科目や類型を選択し学校やホームルームでの生活によりよく適応するとともに、現在及び将来の生き方を考え行動する態度や能力を育成することができるよう、ガイダンスの機能の充実を図ること。」と記され、同(4)には、「生徒が自己の在り方生き方を考え、主体的に進路を選択することができるよう、学校の教育活動全体を通じ、計画的、組織的な進路指導を行うこと。」と明示されている。

この記述の背景には、昨今の児童・生徒の学校適応状況の悪化という現状、すなわち、小・中学校においては、不登校児童・生徒が年々増加し、平成12年度には13万4千人を突破したこと、また高校においては、高校中退率が2.6%（平成10年度間）と高率を維持しているという現状を改善させるために、ガイダンスの機能の充実が謳われたと思われる。その取り組みの1つとして、キャリア・ガイダンス（進路指導）が果たす役割は大きいと考える。

そこで、学校適応状況と進路（キャリア）成熟との関連性を探り、学校適応促進のための進路指導の役割を明らかにしたいという問題意識をもち、これまでは中学生を対象に、学校適応状況と進路（キャリア）成熟との関係を明らかにしてきた（松井・佐藤，2000；松井・奈良井，2001；松井，2001）。

それらの研究を通して、主として次の2点が明らかになった。

比較的学校生活に適応している生徒の方が、そうでない生徒よりも、進路（キャリア）

成熟の程度が高い。

学校生活に比較的適応している生徒の方が、そうでない生徒よりも、自己肯定感が高い。

今までは中学生が研究対象であったが、本研究では、高校生を対象として、上述のように、学校適応状況によって、進路（キャリア）成熟が異なるかどうか、また、学校適応状況や学年によって、自己肯定感が違うのかを中心に検討したい。

方法

1. 調査の対象・時期・方法

2000年6月に、新潟県立某高等学校に在籍する生徒（583名）を対象に、クラス単位で質問紙調査を実施した。本研究では、データの信頼性を保つために、質問項目のすべてに回答した524名を分析の対象とした。対象者の内訳は表1のとおりである。

表1 分析対象者

		性別		合計
		男子	女子	
1年生	人数	73	105	178
	%	41.0	59.0	100.0
2年生	人数	55	115	170
	%	32.4	67.6	100.0
3年生	人数	56	120	176
	%	31.8	68.2	100.0
合計	人数	184	340	524
	%	35.1	64.9	100.0

2. 学校適応測度

本研究では、松井・佐藤（2000）や松井・奈良井（2001）と同様、学校に対して満足している方が、

表2 学校適応：バリマックス回転後の因子負荷量，および基礎統計量

項 目	学 校 適 応			基礎統計量	
	第 1 因子	第 2 因子	共通性	M	S D
3. 私はクラスの中で存在感がある と思うときがある	.640	-.102	.419	2.85	.88
1. 私は勉強や運動、特技やひょうきんさ などで友人から認められることがある	.619	-.144	.404	3.39	.99
9. 私の考えがクラスや部全体の意見に なることがある	.606	-.071	.373	2.49	1.03
5. 友人が私をたよりにしてくれることがある	.597	-.221	.406	3.63	.86
15. 仲のよいグループの中では中心的な メンバーになることがある	.558	-.071	.317	2.96	.91
7. 私は学校・クラスでみんなから注目される ような経験をしたことがある	.543	.172	.325	2.72	1.18
11. 私はクラスで行う活動には積極的に 取り組んだことがある	.537	-.183	.322	3.59	1.08
13. 学校内で先生が私を認めてくれる ことがある	.502	-.013	.252	2.91	.95
17. 私が何かしようと思ったとき、 友人が協力してくれることがある	.435	-.323	.294	4.02	.86
19. 学校内の友人に自分の本音や悩みを 話すことがある	.393	-.148	.176	3.80	1.18
2. 私はクラスの人から無視される ようなことがある	-.137	.727	.547	1.74	.88
10. クラスで班をつくる時など、なかなか 班に入れず残ってしまうことがある	-.342	.667	.562	1.77	.97
12. 私はクラスの中で浮いていると感じる ことがある	-.064	.631	.402	2.42	1.15
6. 私は授業中に発言をしたり先生の質問に 答えたりするとき、クラスの人から ひややかにされることがある	-.070	.546	.303	1.63	.86
8. 私は部活の部員仲間から無視される ことがある	-.041	.544	.298	1.36	.77
4. 私はクラスや部活でからかわれたり バカにされるようなことがある	.194	.515	.303	2.37	1.24
14. 私は休み時間などに、 一人にいるときがある	-.218	.485	.283	2.35	1.22
16. 私はクラスにいるときや部活を しているとき、まわりの目が気に なって不安や緊張をおぼえることがある	-.056	.431	.189	2.68	1.28
18. 私は学校に行きたくないときがある	-.152	.418	.197	3.21	1.32
20. 私はクラスメートの友人関係について 知らないと思うときがある	-.070	.326	.111	3.09	1.01
固 有 値	3.269	3.213	6.482		

学校への適応度が高いと考えたので、河村(1999)をもとに、松井(2001)が若干文言の修正を行った学校適応尺度を使用した。ここで設定した項目は全部で20項目である。この項目について、自分にとってどの程度あるかを「1=まったくない」、「2=あまりない」、「3=どちらともいえない」、「4=ときどきある」、「5=よくある」の5段階評定で回答を求めた。その回答した得点を各項目の得点とした。

次に、全20項目の項目間相関を求め、主因子法によって因子の抽出を行った結果、固有値において第2因子と第3因子の間に大きな差が見られたので、2因子解を採用し、バリマックス回転を施した。表2に掲げた回転後の因子負荷量をみると、河村(1999)や松井(2001)と同じように、第1因子は「承認の因子」、第2因子は「被侵害・不適應の因子」に相当するので、本研究においてもそのように命名した。なお、これら2つの下位尺度

ごとに、クロンバックの信頼性係数(係数)を算出した結果、承認尺度(10項目):0.81、被侵害・不適應尺度(10項目):0.79であった。また、下位尺度ごとに該当する項目の得点を合計し、それぞれ「承認得点」、「被侵害・不適應得点」とした。これらの得点間の相関係数は、 -0.234 ($p=0.00$)であった。これらの得点の平均値と標準偏差を表3と表4に示しておく。

さらに、河村(1999)が採用した手続きと同様に、承認得点と被侵害・不適應得点がともに全体平均値よりも高い場合を「侵害行為認知群」、逆に、承認得点と被侵害・不適應得点の両方が全体平均値よりも低い場合を「非承認群」、被侵害・不適應得点が全体平均値よりも低く、承認得点が全体平均値よりも高い場合を「学校生活満足群」、承認得点が全体平均値よりも低く、被侵害・不適應得点が全体平均値よりも高い場合を「学校生活

表3 承認得点の基本統計量

学 年	性 別	M	SD	N
1 年生	男 子	30.34	5.98	73
	女 子	31.31	6.22	105
	合 計	30.92	6.13	178
2 年生	男 子	29.38	6.45	55
	女 子	33.57	5.12	115
	合 計	32.21	5.90	170
3 年生	男 子	33.46	6.79	56
	女 子	34.19	5.01	120
	合 計	33.96	5.63	176
全 体	男 子	31.01	6.56	184
	女 子	33.09	5.57	340
	合 計	32.36	6.01	524

表4 被侵害・不適應得点の基本統計量

学 年	性 別	M	SD	N
1 年生	男 子	21.47	6.16	73
	女 子	20.68	5.87	105
	合 計	21.00	5.99	178
2 年生	男 子	26.40	7.01	55
	女 子	22.00	5.76	115
	合 計	23.42	6.51	170
3 年生	男 子	23.45	6.65	56
	女 子	23.48	6.33	120
	合 計	23.47	6.41	176
全 体	男 子	23.54	6.85	184
	女 子	22.11	6.09	340
	合 計	22.62	6.40	524

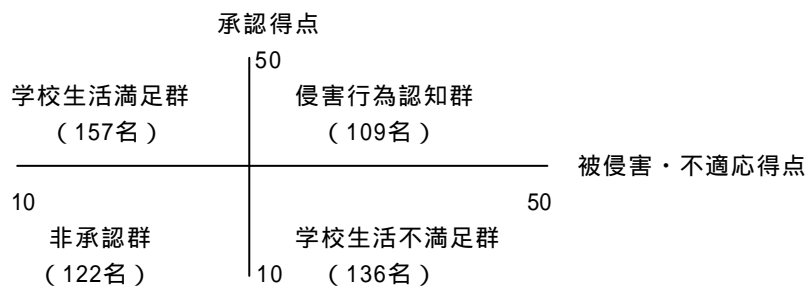


図1 承認得点、被侵害・不適應得点によるグループ分け

不満足群」と分類した(図1参照)。なお、承認得点と被侵害・不適応得点の平均値(標準偏差)は、それぞれ32.36(6.01)と22.62(6.40)であった。なお、以下においては、これら4つの群を「群」と呼ぶことにする。

3. 進路成熟測定

進路成熟の測定には、坂柳(1992)が設定した項目を使用した。これは、進路概念の多義性や広がりなどを考慮して、教育進路成熟(主に、進学先の選択・決定への取り組み姿勢など)、職業進路成熟(主に、職業選択への取り組み姿勢など)、人生進路成熟(主に、人生や生き方への取り組み姿勢など)という3側面(下位尺度)から進路成熟を構成している。また、それぞれの側面は15項目から成る。各項目の回答には、「1=あてはまらない」から「5=あてはまる」という5段階評定法が用いられた。それぞれ1点から5点までの得点を各項目に付与し、各側面(下位尺度)ごとに合計得点を算出した。それらをそれぞれ「教育進路成熟得点」、「職業進路成熟得点」、「人生進路成熟得点」とした。

次に、これら3つの側面(下位尺度)について、クロンバック(Cronbach)の信頼性係数(係数)を求めた。その結果、教育進路成熟:0.92、職業進路成熟:0.93、人生進路成熟:0.90となり、尺度の内的一貫性が高いことが確認された。なお、教育進路成熟に関する分析には、卒業後進学を希望しない者(76名)を除いた。

4. 自己肯定感測定

自己肯定感を測定する尺度として、松井(2001)を採用した。これは、7項目から成っている。各項目について、「1=まったくそう思わない」、「2=あまりそう思わない」、「3=少しはそう思う」、

「4=とてもそう思う」という4段階評定法で回答を求め、それを各項目の得点とした。

次に、その7項目全体について、主因子法によって因子の抽出を行った。その結果、固有値が1.0以上の因子は1つしか抽出されなかったため、1因子構造とみなした。また、この尺度についてクロンバックの係数を求めたところ、0.834であったので、尺度の内的一貫性は高いといえる。

これら7項目の得点の合計得点を自己肯定感得点とした。この得点の平均値と標準偏差は表5のとおりである。

表5 自己肯定感得点の基本統計量

学年	性別	M	SD	N
1年生	男子	15.04	3.89	73
	女子	14.92	3.72	105
	合計	14.97	3.78	178
2年生	男子	16.36	3.83	55
	女子	15.75	3.57	115
	合計	15.95	3.66	170
3年生	男子	17.23	4.05	56
	女子	15.18	3.51	120
	合計	15.84	3.80	176
全体	男子	16.10	4.01	184
	女子	15.29	3.60	340
	合計	15.58	3.77	524

結果

1. 進路成熟と学年、性、群との関連

進路成熟の下位尺度ごとに、3要因(学年×性×群)の分散分析を行った。順にその結果をみていきたい。

表6 分散分析の結果:教育進路成熟得点

変動要因	SS	df	MS	F	
学年	11279.21	2	5639.60	58.01	***
性	2467.84	1	2467.84	25.38	***
群	1667.94	3	555.98	5.72	**
学年×性	462.52	2	231.26	2.38	
学年×群	1165.05	6	194.18	2.00	
性×群	105.46	3	35.15	.36	
学年×性別×群	599.29	6	99.88	1.03	
誤差	41222.50	424	97.22		
全体	58969.81	447			

(注)***p<.001, **p<.01

表 7 教育進路成熟得点 (男女別)

	男子	女子
<i>M</i> (SD)	45.96 (11.82)	52.54 (11.78)
男子	—	***

(注) *** $p < .001$

下位尺度 : 教育進路成熟

分散分析の結果(表6), 交互作用はいずれも有意ではなかったが, 学年, 性, 及び群の主効果が, それぞれ0.1%, 0.1%, 及び1%の水準で有意であった。

まず性別については, 女子の方が男子よりも教育進路成熟得点が0.1%の水準で有意に高いといえる(表7参照)。

次にTukeyの事後検定(多重比較)を行ったと

ころ, 学年差については, 1年生よりも2年生の方が0.1%の水準で有意に高く, また1年生および2年生よりも3年生の方が0.1%水準で有意に高いことがわかった(表8, 図2参照)。群間差では, 学校生活満足群および侵害行為認知群の方が, 非承認群および学校生活不満足群よりも0.1%の水準で有意に高いということが明らかになった(表9, 図3参照)。

表 8 Tukeyの事後検定(多重比較)の結果: 教育進路成熟得点

	1年生	2年生	3年生
<i>M</i> (SD)	42.35 (9.88)	51.03 (11.36)	57.78 (10.03)
1年生 2年生	—	***	***

(注) *** $p < .001$, * $p < .05$

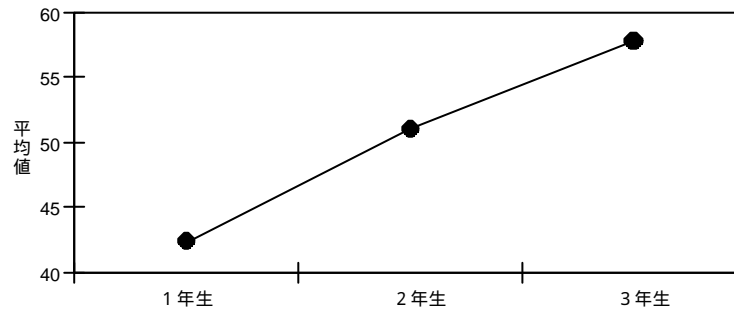


図2 教育進路成熟得点(学年別)

表 9 Tukeyの事後検定(多重比較)の結果: 教育進路成熟得点

	学校生活満足群	侵害行為認知群	非承認群	学校生活不満足群
<i>M</i> (SD)	53.85 (12.26)	53.25 (10.36)	45.52 (11.10)	47.71 (12.64)
学校生活満足群 侵害行為認知群 非承認群	—	—	***	***

(注) *** $p < .001$

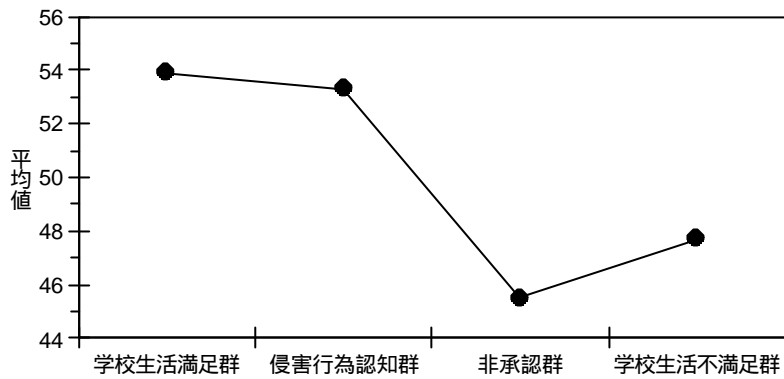


図3 教育進路成熟得点 (群別)

下位尺度：職業進路成熟

分散分析の結果(表10), どの交互作用も有意ではなかったが, 学年, 性, 及び群の主効果は, すべて0.1%の水準で有意差が認められた。

まず性差については, 男子よりも女子の方が0.1%の水準で有意に高い(表11参照)。

次にTukeyの事後検定(多重比較)を行ったと

ころ, 学年差については, 2年生と3年生は1年生よりも0.1%の水準で有意に高いことがわかった(表12, 図4)。群間差についてみると, 学校生活満足群と侵害行為認知群は非承認群や学校生活不満足群よりも有意に高いことが判明した(表13, 図5)。

表10 分散分析の結果：職業進路成熟得点

変動要因	SS	df	MS	F	
学年	4734.91	2	2367.45	19.08	***
性	1571.34	1	1571.34	12.67	***
群	3180.45	3	1060.15	8.55	***
学年×性	75.50	2	37.75	.304	
学年×群	1410.95	6	235.16	1.90	
性×群	860.01	3	286.67	2.31	
学年×性×群	566.45	6	94.41	.76	
誤差	62033.00	500	124.066		
全体	74432.61	523			

(注) ***p<.001

表11 職業進路成熟得点 (男女別)

	男子	女子
M	46.10	51.23
(SD)	(12.37)	(12.10)
男子	—	***

(注) ***p<.001

表12 Tukeyの事後検定（多重比較）の結果：職業進路成熟得点

	1年生	2年生	3年生
<i>M</i> (<i>SD</i>)	43.35 (11.66)	51.50 (11.62)	53.57 (11.59)
1年生 2年生	—	***	***

(注) *** $p < .001$, * $p < .05$

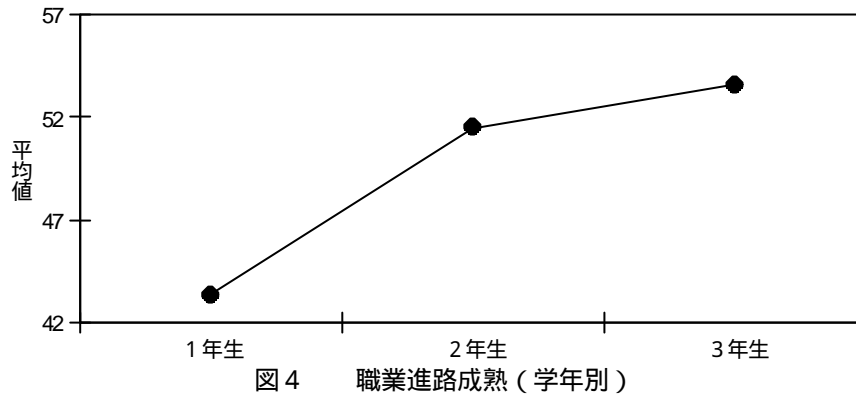
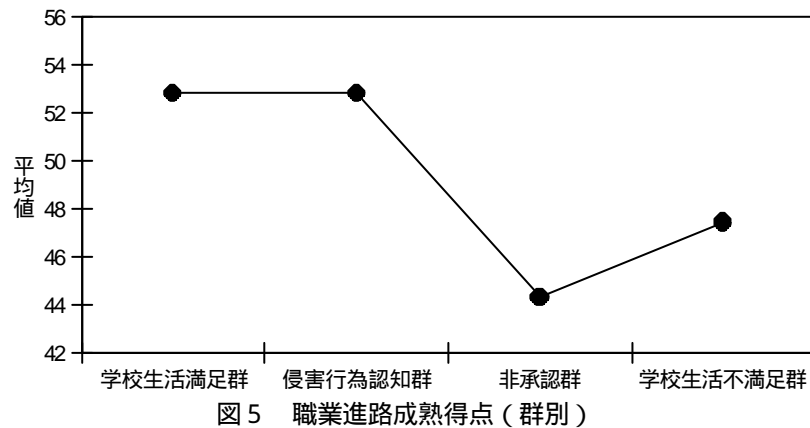


表13 Tukeyの事後検定（多重比較）の結果：職業進路成熟得点

	学校生活満足群	侵害行為認知群	非承認群	学校生活不満足群
<i>M</i> (<i>SD</i>)	52.84 (12.12)	52.83 (9.51)	44.28 (12.40)	47.39 (12.93)
学校生活満足群 侵害行為認知群 非承認群	—	—	*** ***	*** **

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$



下位尺度：人生進路成熟

分散分析の結果(表14), いずれの交互作用も有意ではなかったが, 主効果は, 学年, 性, 及び群について, それぞれ0.1%, 1%, 及び0.1%の水準で有意差が認められた。

まず性差については, 男子よりも女子の方が5%の水準で有意に高いといえる(表15)。

次にTukeyの事後検定を行った結果, まず学年差をみると, 2年生と3年生は1年生よりも0.1%水準で有意に高いことがわかった(表16, 図6)。群間の差をみると, 学校生活満足群および侵害行為認知群は非承認群および学校生活不満足群よりも有意に高いことということが明らかになった(表17, 図7)。

表14 分散分析の結果：人生進路成熟得点

変動要因	SS	df	MS	F
学年	1786.74	2	893.37	9.027 ***
性	552.23	1	552.23	5.580 *
群	4333.13	3	1444.38	14.595 ***
学年×性	306.47	2	153.24	1.548
学年×群	564.19	6	94.03	.950
性×群	316.12	3	105.38	1.065
学年×性×群	1066.35	6	177.73	1.796
誤差	49482.92	500	98.97	
全体	58408.15	523		

(注) ***p<.001, *p<.05

表15 人生進路成熟得点(男女別)

	男子	女子
M (SD)	47.39 (10.60)	51.08 (10.72)
男子	—	*

(注) *p<.05

表16 Tukeyの事後検定(多重比較)の結果：人生進路成熟得点

	1年生	2年生	3年生
M (SD)	45.88 (11.09)	51.53 (10.06)	52.05 (10.19)
1年生	—	***	***
2年生		—	

(注) ***p<.001

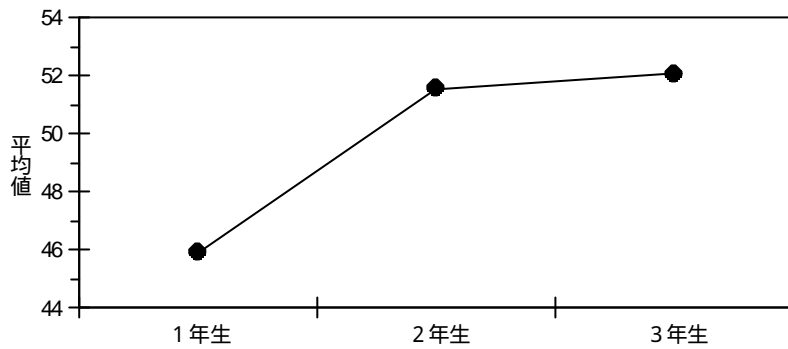


図6 人生進路成熟得点 (学年別)

表17 Tukeyの事後検定 (多重比較) の結果 : 人生進路成熟得点

	学校生活満足群	侵害行為認知群	非承認群	学校生活不満足群
M	52.81	53.78	44.96	47.42
(SD)	(9.80)	(8.88)	(10.47)	(11.43)
学校生活満足群 侵害行為認知群 非承認群	—	—	***	***

(注) ***p < .001

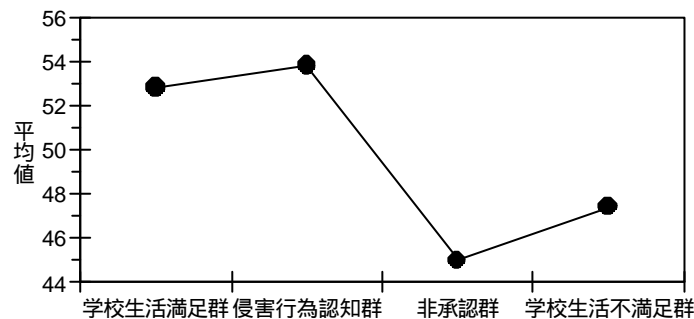


図7 人生進路成熟得点 (群別)

2. 自己肯定感と学年, 性, 群との関連

次に, 自己肯定感について, 3要因 (学年×性×群) の分散分析を行った。その結果は表18のとおりである。

この結果からわかるように, まず学年と性の間の交互作用が5%水準で有意であった。そこで, 学年別・性別に算出した平均値と標準偏差を表19に示す。またその平均値をプロットしたものを図

8に示す。

まず, 学年別に性差をみると, 1年生と2年生においては有意差がみられなかったが, 3年生においては, 0.1%の水準で有意差が認められ, 女子よりも男子の方が自己肯定感得点は有意に高いことが判明した。

また, 性別に学年差をみてみると, Tukeyの事後検定の結果, 男子では1年生よりも3年生の方が5%の水準で有意に高いが, 女子においては有

意な学年差は認められなかった。

続いて、群の主効果が有意であったので、群間差をみるために、Tukeyの事後検定を行った。その結果（表20，図9参照），まず学校生活満足群

は他の3つの群よりも有意に高いことが判明した。また，侵害行為認知群は学校生活不満足群よりも有意に高いことがわかった。

表18 分散分析の結果：自己肯定感得点

変動要因	SS	df	MS	F
学年	150.71	2	75.35	6.23 **
性	146.89	1	146.89	12.15 **
群	607.76	3	202.59	16.76 ***
学年×性	101.43	2	50.71	4.20 *
学年×群	144.58	6	24.10	1.99
性×群	13.67	3	4.56	.38
学年×性×群	147.46	6	24.58	2.03
誤差	6044.64	500	12.09	
全体	7357.14	523		

(注) *** $p < .001$ ，** $p < .01$ ，* $p < .05$

表19 自己肯定感得点の平均値と標準偏差（学年×性別）

	男子	女子	合計
1年生	15.04 (3.89)	14.92 (3.72)	14.97 (3.78)
2年生	16.36 (3.83)	15.75 (3.57)	15.95 (3.66)
3年生	17.23 (4.05)	15.18 (3.51)	15.84 (3.80)
合計	16.10 (4.01)	15.29 (3.60)	15.58 (3.77)

(注)： ()内はSD

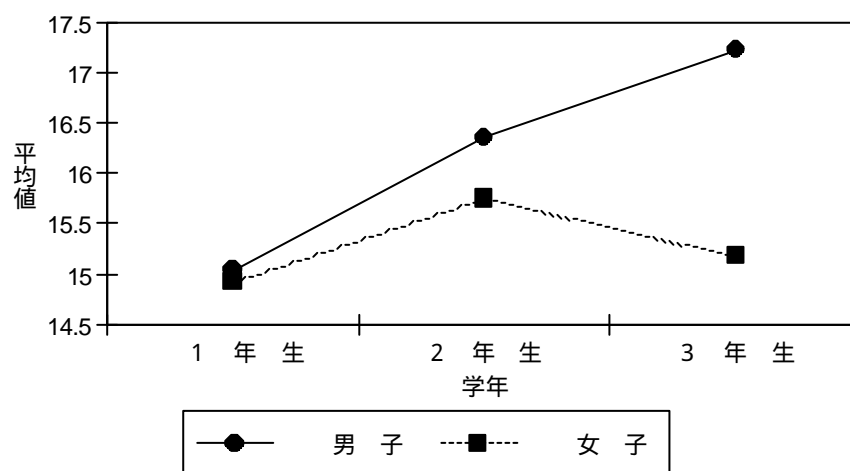


図8 自己肯定感得点（学年×性別）

表20 Tukeyの事後検定(多重比較)の結果:自己肯定感得点

	学校生活満足群	侵害行為認知群	非承認群	学校生活不満足群
M (SD)	17.15 (3.14)	15.87 (3.69)	14.72 (3.36)	14.29 (4.15)
学校生活満足群 侵害行為認知群 非承認群	—	*	***	*** **

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

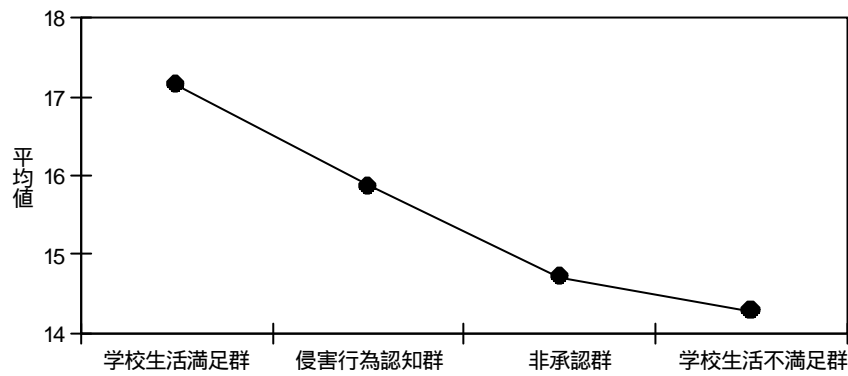


図9 自己肯定感得点(群別)

考 察

上記の分析結果から明らかになったことを要約するとともに、若干の考察を加えたい。

第1に、進路成熟の下位尺度、つまり、教育進路成熟、職業進路成熟、人生進路成熟のすべてにおいて、性、学年、および群の主効果が有意であった。

具体的にいえば、まず性差については、すべての下位尺度で男子よりも女子の方が有意に高いことが判明した。つまり、全体的にみて、女子の方が男子よりも進路成熟の程度が高いといえる。

学年差についてみると、すべての下位尺度で、1年生よりも2年生および3年生の方が、有意に高いといえた。すなわち、学年の進行に伴って、特に1年生から2年生にかけて進路成熟の程度が高まるといえる。

そして、群間差についても、3つの下位尺度すべてにおいて、非承認群および学校生活不満足群よりも、学校生活満足群および侵害行為認知群の方が有意に高い、ということが判明した。この結果は、中学生を対象にした研究(松井・佐藤, 2000; 松井・奈良井, 2001; 松井, 2001)とほぼ同

様の結果である。つまり、比較的學校生活に適應している生徒の方が、適應していない生徒よりも進路成熟の程度は高いということを、今回は高校生についても確認できたといえる。この結果からだけでは因果関係まで言及できないが、高校進路指導をいっそう充実させ、進路成熟の程度を高めることによって、生徒たちの學校適應をさらに促進させることができるという可能性を示唆していると思われる。

第2に、自己肯定感については、まず学年と性の交互作用が有意であった。つまり、男子の場合には、1年生よりも3年生の方が有意に高いが、女子では有意な学年差は見られなかった。また、性差は1年生と2年生では認められないが、3年生においては女子より男子の方が有意に高いことが認められた。換言すれば、自己肯定感の程度は、男子においてはおよそ学年進行とともに高まるが、女子では余り変化がないこと、そして3年生になると男女間でかなりの差異がみられ、男子の方が自己肯定感の程度が高いといえた。高校生の学年進行に伴う自己肯定感の様相は、V字型を描くといわれている中学生の場合(松井, 2002)とはかなり異なっていることがわかった。

次に、群の主効果が有意であったことから、事後検定を行った結果、学校生活満足群の自己肯定感が他の3つの群よりも有意に高いことが判明した。この結果は、中学生を対象に行った研究(松井・佐藤,2000;松井,2001)と類似しているが、若干の相違点がある。それは、先の研究(中学生対象)では4つのすべての群間で有意差が認められたが、本研究(高校生対象)では、学校生活満足群以外の群間で有意差がみられたのは、侵害行為認知群と学校生活不満足群との間だけであったという点である。このような違いはあるものの、学校生活満足群において最も自己肯定感の程度が高いということは重要な共通点である。やはり、中学生と同様、高校生においても自己肯定感を高めるということは、学校生活への適応促進のための重要な要因となりえよう。

最後に、今後の課題について簡潔にふれておきたい。本研究においては、ある1つの高等学校を調査対象としており、サンプルの偏りという問題点が残されている。また、3学年すべてを対象にしているが、横断的調査である。今後は複数の高等学校、できれば多様な学科から多くのサンプル(データ)を収集して、縦断的な研究を積み重ねていく必要がある。

(謝辞) 調査にご協力くださった高等学校の教職員並びに生徒の皆さまに心より感謝申し上げます。

(付記) 本論文は、日本進路指導学会第23回研究大会において発表した論文(松井・鈴木,2001)に加筆したものである。なお、データの解析にはすべてSPSS(10.0J)を使用した。

文 献

- 河村茂雄 1999 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発(1) - 学校生活満足度尺度(中学生用)の作成 カウンセリング研究,32, 274-282.
- 松井賢二・佐藤優子 2000 中学生の学校適応と進路(キャリア)成熟,自己肯定感との関係 新潟大学教育人間科学部紀要(人文・社会科学編),3(1),157-166.
- 松井賢二 2001 中学生の学校適応と進路(キャリア)成熟,自己肯定感との関係() 新潟大学教育人間科学部紀要(人文・社会科学編),4(1),237-247.
- 松井賢二・奈良井啓子 2001 中学生の学校適応と進路(キャリア)成熟,進路選択に対する自

- 己効力との関係 新潟大学教育人間科学部紀要(人文・社会科学編),3(2),363-373.
- 松井賢二・鈴木健二 2001 高校生の学校適応と進路(キャリア)成熟 日本進路指導学会第23回研究大会発表論文集,118-119.
- 松井賢二 2002 中学生の学校適応 灯台(下越生徒指導研究協議会機関誌),下越生徒指導研究協議会発行,N0.12,11-14.
- 文部省 1999 高等学校学習指導要領 大蔵省印刷局
- 坂柳恒夫 1992 中学生の進路成熟に関する縦断的研究 愛知教育大学教科教育センター研究報告,16, 299-308.